

CONTRATOS A PRAZO, EMPREGO PERMANENTE E OUTPUT: UMA RELAÇÃO DE LONGO PRAZO? (*)

Paulino Teixeira (**)

1 — Introdução

Os contratos de trabalho a termo, ou os contratos a prazo, como geralmente são designados, foram introduzidos em Outubro de 1976 pelo I Governo Constitucional e visavam explicitamente dotar as empresas de um instrumento flexível de ajustamento da mão-de-obra, dadas as evidentes restrições existentes em matéria de despedimentos, nomeadamente no tocante a despedimentos individuais, permitindo-se estes apenas em circunstâncias bem delimitadas e de âmbito disciplinar, das quais se excluía, por definição, as de natureza económica, isto é, baseadas em motivos de gestão (Teixeira, 1996a).

Estando a génese do regime de contratos a prazo directamente ligada a um regime de despedimentos protector da estabilidade e segurança do emprego, seria de aguardar que a aprovação de um diploma de características marcadamente liberalizantes como o Decreto-Lei n.º 781/76, de 28 de Outubro, conduzisse a um rápido crescimento do volume de trabalhadores não permanentes (isto é, de trabalhadores com contratos a termo), para mais atravessando o País um período de forte instabilidade económica e social, resultante, no domínio do mercado de trabalho, da implantação de um novo sistema de relações industriais alicerçado no direito de liberdade sindical, no direito à greve e na negociação colectiva (Teixeira, 1996b). Em menos de uma década, de um fenómeno praticamente desconhecido durante o antigo regime, os contratos a prazo passaram a abranger mais de 10 % dos trabalhadores por conta de outrem, chegando a atingir, em 1988, 20 % (INE, Inquérito ao Emprego).

Um pouco por toda a Europa, o trabalho temporário [em sentido amplo ⁽¹⁾] conhecia também uma importância crescente, particularmente em Espanha e França, onde o trabalho não permanente passara, entre 1983 e 1991, de 11,3 % para 32,2 % e de 3,3 % para 10 % do total do emprego por conta de outrem, respectivamente (Bentolila e Dolado, 1994, table 1). Dada esta magnitude, atri-

(*) Agradecemos os comentários de um consultor anónimo. São devidos, igualmente, os agradecimentos a Agustin Duarte, João Rebelo, John Addison, Pedro Portugal, Rui de Almeida e Sousa Andrade pelas múltiplas sugestões e repetido incentivo. Os eventuais erros e omissões continuam da responsabilidade do autor.

(**) Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra.

(¹) Usaremos a expressão *trabalho temporário em sentido estrito* para designar o trabalho em regime de trabalho temporário (*agency-workers*, na expressão anglo-saxónica) e *trabalho temporário em sentido amplo* o trabalho não permanente total, isto é, ligado ou não a empresas de trabalho temporário (v. secção 2.4.).

buída com frequência à rigidez das leis sobre despedimentos e à extensão dos benefícios de desemprego (OECD, 1994, e CEPR, 1995), surgem na literatura diversas contribuições visando a avaliação dos efeitos do regime de contratos a prazo, quer sobre o nível de emprego (Bentolila e Saint-Paul, 1992) quer sobre os salários (Jimeno e Toharia, 1993), com destaque para o caso espanhol, sem dúvida devido às proporções que o fenómeno tinha atingido nesta economia.

Partindo da referida relação entre introdução dos contratos a termo e regime de despedimentos, mais tarde confirmada com a alteração simultânea da lei dos despedimentos e dos contratos a termo em 1989, propomo-nos aqui avaliar o impacto das principais alterações legislativas sobre o volume de trabalhadores não permanentes, recorrendo para o efeito a um modelo de leitura simples mas capaz de explicar com precisão as flutuações observadas nos fluxos de trabalho permanente e não permanente. Assim, após o estudo da estacionariedade, procurou-se averiguar, por um lado, da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo (ou de cointegração) entre emprego não permanente, emprego permanente e *output*, e, por outro, da velocidade de recuperação desse equilíbrio uma vez perturbado por força de choques externos.

Saliente-se, desde já, que neste estudo a unidade estatística *trabalho não permanente* corresponde estritamente à série estatística apurada pelo INE através do seu Inquérito ao Emprego. Não contempla, portanto, as situações de *trabalho independente equiparado a trabalho por conta de outrem por tempo determinado*, também designados *falsos independentes*. Duas ordens de razões motivam esta opção. A primeira, e mais óbvia, prende-se com a disponibilidade de dados. Enquanto para os trabalhadores por conta de outrem com contratos não permanentes existe uma série trimestral contínua iniciada em 1983 e publicada por uma fonte segura, relativamente aos falsos independentes não há qualquer recolha sistemática, nem pelo INE nem por nenhuma outra instituição, e as estimativas avulso que vão surgindo a público, para além de frequentemente pouco rigorosas, apresentam valores dificilmente compatíveis, que vão desde «quase metade da população empregada em situação de trabalho atípico» ⁽²⁾ até um magro 1 % de falsos independentes ⁽³⁾. É obvio que a excessiva incerteza quanto à efectiva magnitude do fenómeno dos falsos independentes inviabiliza o seu adequado tratamento estatístico. Por outro lado, as estimativas conhecidas tendem a subestimar, quer uma preferência crescente por parte da população activa por características próprias do trabalho independente, quer ainda uma possível alteração no padrão de preferências intertemporais e do grau de aversão ao risco por parte de alguns trabalhadores, sobretudo entre os mais jovens. A nossa escolha, porém, é de natureza prática, determinada pela acessibilidade de dados homogêneos, fiáveis e disponíveis por um período suficientemente longo. Não se ignora, contudo, que desta forma uma fatia importante de efectivo trabalho dependente não permanente não é tida em devi-

(2) Jornal *Público*, de 3 de Março de 1997.

(3) Freire, 1995, p. 70, quadro 22. Percentagem em relação ao total de trabalhadores por conta própria.

da conta na construção da variável dependente testada no modelo empírico e por nós designada de emprego ou trabalho não permanente.

Antecipando um pouco os resultados, a principal ilação deste estudo parece ser a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo, segundo a qual maiores acréscimos de trabalho não permanente se encontram associados a uma menor utilização de trabalho permanente. Esta relação, em si mesma, pouco tem de surpreendente. Apenas confirma a ideia, bastante difundida, de que as empresas consideram o trabalho permanente e não permanente como substitutos próximos e que, em consequência, tendem a recorrer aos contratos a termo para satisfazerem necessidades adicionais, permanentes ou não, de mão-de-obra. Por outro lado, e com base nos modelos uniequacionais de correcção dos desvios, foi possível obter não só a confirmação da hipótese de cointegração das variáveis, como também se apurou uma forte velocidade de ajustamento, na ordem dos 70 %, sem dúvida indicativa de que o mercado de trabalho, do ponto de vista da utilização repartida de trabalho permanente e de trabalho a prazo, tende a retomar rapidamente a sua trajectória de equilíbrio de longo prazo. Não são, no entanto, detectáveis efeitos visíveis da alteração do regime de contratos a prazo verificada em 1989.

O nosso trabalho está organizado da seguinte forma: após esta introdução, segue-se a descrição das principais alterações legislativas registadas no regime de contratos de trabalho a prazo nas últimas três décadas, mais precisamente desde a lei do contrato individual de trabalho de 1966; na secção 3 apresentamos os dados utilizados e na secção 4 discute-se o modelo explicativo de trabalho temporário, incluindo a estacionariedade das séries, análise da estabilidade do modelo ECM e exogeneidade das variáveis; na secção 5 apresentamos as principais conclusões.

2 — A evolução do regime de contratos a prazo e de trabalho temporário

2.1 — Os contratos a prazo na lei do contrato individual de trabalho

A lei do contrato individual de trabalho (Decreto-Lei n.º 47 031, de 27 de Maio de 1966, depois revisto pelo Decreto-Lei n.º 49 408, de 24 de Novembro de 1969) definia três tipos de trabalhadores: permanentes, sazonais e eventuais. Por trabalhador permanente entendia-se todo aquele com contrato sem prazo (ou seja, por tempo indeterminado); por trabalhador sazonal o que se encontrava em actividade assim classificada por lei. Trabalhador eventual correspondia à categoria residual de trabalhador não permanente em actividade não sazonal. Ao fim de seis meses de trabalho consecutivo, o trabalhador eventual passava a trabalhador permanente, caso continuasse a prestar serviço na empresa. Era-lhe também reconhecido o direito de preferência na contratação a título permanente, característica, aliás, extensível aos trabalhadores sazonais.

Os contratos de trabalho poderiam ser celebrados com ou sem prazo. Dando clara preferência a estes últimos, a lei do contrato individual de trabalho impedia a celebração de contratos a prazo concebidos para iludir as disposições aplicáveis aos contratos sem prazo, princípio reafirmado em todas as inter-

venções legislativas posteriores (4). Esta preferência manifestava-se, ainda, ao considerar sem prazo todo o contrato que não estipulasse explicitamente a sua duração, salvo se da própria natureza do trabalho prestado resultasse uma reconhecida limitação temporal. Por outro lado, e sempre em reforço do mesmo princípio, uma vez estabelecido o prazo, certo ou incerto, se a relação de trabalho persistisse para além desse prazo, o contrato passava a contrato sem prazo. A caducidade do contrato no termo do prazo acordado não dava, no entanto, lugar a qualquer indemnização nem existia qualquer obrigação de aviso prévio de não renovação do contrato a prazo.

Como diz Bettencourt (1996, p. 78), os contratos a prazo tinham então uma fraca utilização devido à facilidade de rescisão dos contratos por tempo indeterminado, resultante, por sua vez, de um regime de despedimentos que consagra na prática um regime de quase *employment-at-will*, pois permitia, no limite, e salvaguardadas as cláusulas respeitantes ao período de aviso prévio e à indemnização, o despedimento por qualquer razão e por razão nenhuma (Teixeira, 1996a). Seria, como veremos, necessário aguardar pela revogação do regime de despedimentos, em 1975, e pela aprovação da nova lei sobre contratos a prazo de 1976 para se assistir a uma verdadeira explosão dos contratos a termo.

2.2 — A Lei dos Contratos a Prazo de 1976

Não tendo o primeiro pacote laboral pós-25 de Abril de 1974 — Decreto-Lei n.º 292/75, de 16 de Junho, e Decreto-Lei 372-A/75, de 16 de Julho (Teixeira, 1996a) — introduzido qualquer alteração na regulamentação dos contratos de trabalho a prazo, a revogação do regime definido pela lei do contrato individual de trabalho de 1969 apenas teve lugar em 1976, com o Decreto-Lei n.º 781/76, de 28 de Outubro.

De acordo com o novo texto, só era permitida a celebração de contratos a prazo por termo certo (isto é, por tempo determinado). Quanto à duração, permitia-se fixar um período inferior a seis meses apenas quando «se tratasse de um serviço determinado ou de uma obra concretamente definida». Estabelecia-se, por outro lado, um período de pré-aviso de oito dias sobre o termo do contrato que isentava o empregador de qualquer indemnização, assim como se limitava a renovação do contrato até ao máximo de três anos, sem indicação, no entanto, do número limite de renovações.

Não obstante todas estas limitações, o Decreto-Lei n.º 781/76 não exigia uma justificação para a limitação temporal do contrato, à excepção dos contra-

(4) Como veremos nas secções seguintes, esta é uma norma de difícil aplicação prática, que motivou ainda recentemente nova intervenção legislativa no sentido de uma completa explicitação dos motivos subjacentes à fixação de um limite temporal ao contrato de trabalho. Falamos da Lei n.º 38/96, de 31 de Agosto, a qual refere no seu artigo 3.º, n.º 1, que o motivo justificativo «só é atendível se mencionar concretamente os factos e circunstâncias que integram esse motivo».

tos com duração inferior a seis meses ⁽⁵⁾. Em parte deliberada, esta característica deu lugar a um forte crescimento do trabalho não permanente, dadas as fortes limitações existentes sobre a cessação do contrato de trabalho introduzidas pelo Decreto-Lei n.º 372-A/75, reforçadas mais tarde pelo Decreto-Lei n.º 84/76, de 28 de Janeiro, que eliminou o despedimento por motivo atendível. Foi pois, sem surpresa, que o primeiro registo oficial efectuado pelo INE (2.º trimestre de 1983) anunciava 19,8 % de trabalhadores por conta de outrem com contratos não permanentes.

2.3 — A lei dos despedimentos e dos contratos a prazo de 1989

Em 1976, a lei sobre contratos a prazo surgiu com o propósito evidente de contrabalançar a rigidez existente em matéria de despedimentos. A intervenção legislativa que se lhe segue, em 1989, procura, de novo, actuar sobre a flexibilidade do mercado de trabalho, impondo maiores limitações na utilização dos contratos a termo, ao mesmo tempo que liberaliza o regime de despedimentos no sentido de permitir o despedimento individual por razões económicas. Deste pacote de medidas — Decreto-Lei n.º 64-A/89, de 27 de Fevereiro — resulta uma tipificação muito mais cuidada dos contratos a prazo, estabelecida com o intuito explícito de limitar a utilização, admitidamente perversa, que vinha sendo dada a este tipo de contratos.

O artigo 41.º, n.º 1, do Decreto-Lei n.º 64-A/89 indica oito situações em que são permitidos os contratos a termo, certo ou incerto: a) substituição temporária de trabalhadores; b) acréscimo excepcional da actividade; c) actividade sazonal; d) tarefa ocasional; e) lançamento de uma nova acção de duração incerta; f) execução, direcção e fiscalização de trabalhos de construção civil e outros; g) desenvolvimento de projectos não correntes; e h) casos especiais previstos na política de emprego.

Também quanto à renovação dos contratos a prazo, estabelecem-se condições adicionais em relação à legislação anterior. Para além da celebração por escrito, que se mantém, limita-se a duas vezes o número de renovações, não podendo a duração total exceder três anos consecutivos [dois anos no caso da alínea e)], nem ser celebrado por um período inferior a seis meses, excepto nos casos previstos nas alíneas a) e d). Nas situações correspondentes às alíneas a), c), f) e g) é permitido, ao contrário do Decreto-Lei n.º 781/76, o contrato a termo incerto, sendo a duração determinada pelo tempo necessário à conclusão da tarefa ou à substituição do trabalhador. Manteve-se o período de oito dias de aviso prévio para os contratos a termo certo, bem como, na sua falta, a renovação automática. Se a duração limite fosse excedida, o contrato converter-se-ia em contrato sem termo. No caso dos contratos a termo

⁽⁵⁾ Apesar de algumas divergências, a interpretação dominante ia no sentido de ser desnecessária a existência de uma razão objectiva para a celebração do contrato a termo com duração superior a seis meses (Bettencourt, 1996, pp. 90-97).

incerto, a ausência de pré-aviso dá lugar a indemnização, e se, passados 15 dias sobre a conclusão da actividade, o trabalhador continuar ao serviço, o contrato converte-se em contrato sem termo.

2.4 — O regime de trabalho temporário em sentido estrito

Intimamente relacionado com o regime de contratos a prazo, encontra-se o contrato «triangular» de trabalho temporário, pela primeira vez regulamentado em Portugal através do Decreto-Lei n.º 358/89, de 17 de Outubro. Contrato triangular precisamente porque envolve três agentes: a empresa de trabalho temporário (ETT), o utilizador (U) e o trabalhador temporário (TT). Neste regime, embora a prestação de serviços se faça sob direcção de U, o vínculo jurídico-laboral (o contrato de trabalho temporário) estabelece-se com ETT, a quem compete remunerar, exercer o poder disciplinar e garantir as obrigações para com a segurança social e o seguro contra acidentes de trabalho, entre outros. Entre ETT e U, por seu turno, estabelece-se um contrato de utilização de trabalho temporário.

O diploma sobre trabalho temporário de 1989 consagra importantes limitações legais ao exercício da actividade de trabalho temporário, satisfazendo, em parte, as exigências das organizações de trabalhadores em forte oposição a uma excessiva proliferação das empresas de trabalho temporário. Assim, as ETT necessitam de obter prévia autorização por parte do ministério da tutela e, uma vez obtida a autorização para exercer a actividade, terão de celebrar com o trabalhador temporário um contrato de trabalho temporário, ao qual se aplica o regime legal dos contratos a termo. Também o recurso ao trabalho temporário por parte da empresa utilizadora U se encontra, no mesmo diploma, bastante limitado, com requisitos muito próximos dos que foram estipulados para a celebração dos contratos a prazo.

Em geral, a duração do contrato de utilização não pode exceder a cessação da causa justificativa, não podendo mesmo exceder em alguns casos os 6 meses. A renovação, obtida mediante autorização, é sempre obtida a título excepcional e a não observância dos prazos definidos na lei transforma o trabalho temporário em trabalho permanente ligando o trabalhador e a empresa utilizadora ⁽⁶⁾.

3 — Trabalho não permanente: os dados

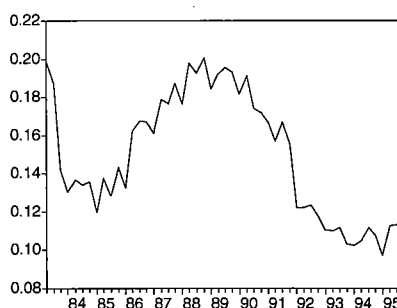
Para análise da evolução do trabalho não permanente (trabalho temporário em sentido amplo), vamos considerar duas séries cronológicas trimestrais — emprego permanente e emprego não permanente — definidas como o total de trabalhadores por conta de outrem com contrato por tempo indeterminado e

⁽⁶⁾ Saliente-se que, a partir da Lei n.º 39/96, de 31 de Agosto, a nulidade do contrato de utilização acarreta a transformação do contrato de trabalho temporário em contrato de trabalho sem termo, celebrado entre o trabalhador e o utilizador. De acordo com o Decreto-Lei n.º 358/89, existindo nulidade, o contrato de trabalho temporário passava a contrato de trabalho a termo.

com contrato a termo, respectivamente. Estas séries, publicadas pelo INE (Inquérito Permanente ao Emprego e Inquérito ao Emprego), abrangem o período 1983:2-1995:4, não sendo possível, por falta de recolha estatística, cobrir o período entre 1976 e 1982, pelo que, em rigor, ficará por analisar o impacto da primeira regulamentação dos contratos a prazo pós-25 de Abril — o Decreto-Lei n.º 781/76. Por outro lado, não é possível apresentar separadamente as séries sobre trabalho temporário em sentido estrito (ao abrigo de contratos de trabalho temporário). Em todo o caso, relembre-se que, legalmente, os contratos triangulares de trabalho temporário apenas puderam ser celebrados a partir de outubro de 1989, não se verificando a partir desta data qualquer alteração significativa, à excepção da Lei n.º 39/96, referida no n.º 2.4. Dado que, por um lado, o regime de trabalho temporário definido pelo Decreto-Lei n.º 358/89 obriga a que os contratos celebrados entre as empresas de trabalho temporário e os trabalhadores temporários obedeçam ao regime de contratos a prazo e, por outro, o recurso ao trabalho temporário apenas se pode fazer em condições em tudo semelhantes às que são exigidas pelo Decreto-Lei n.º 64-A/89, parece-nos razoável não proceder a uma divisão entre trabalhadores com contratos a prazo baseada na origem do contrato, ou seja, no facto do trabalhador estar ou não ligado a uma empresa de trabalho temporário.

FIGURA 1

Trabalhadores com contrato permanente em proporção do emprego total por conta de outrem, 1982-1995:4

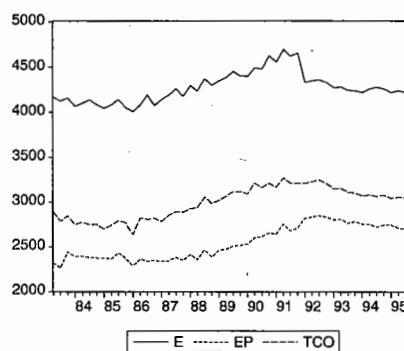


A figura 1 mostra-nos a evolução do trabalho não permanente ao longo do período compreendido entre 1983 e 1995. Com valores da ordem dos 13-14 % em meados da década de 80, o trabalho não permanente atinge o seu pico de utilização na passagem da década, para baixar de forma contínua até ao valor mínimo de 9,7 %, no 1.º trimestre de 1995. Quanto à sua distribuição por sectores, verifica-se que a percentagem de contratos a prazo é particularmente elevada na construção civil e obra públicas (36,7 %, entre 1984 e 1993) e no comércio, restaurantes e hotéis (15,7 %). Na indústria transformadora a

média é de 14,7 %, enquanto transportes e comunicações (4,9 %), banca (1,1 %) e seguros (2,9 %) situam-se claramente abaixo da média nacional (14,8 %) (7).

FIGURA 2

Emprego total (E), emprego por conta de outrem (TCO) e emprego permanente (EP), 1982:3-1995:4 (milhares de trabalhadores)



Para um melhor enquadramento da discussão, a figura 2 apresenta as séries correspondentes ao emprego total (E), emprego por conta de outrem (TCO) e emprego permanente (EP), sendo visível a quebra, em termos absolutos, das três séries a partir do início da década de 90. Não é, contudo, objecto deste estudo a investigação dos factores que conduziram, durante os anos 90, a um desempenho, menos conseguido do mercado de trabalho do ponto de vista da criação de emprego. A nossa preocupação primordial consiste em determinar em que medida o comportamento do trabalho não permanente se tem ajustado às flutuações do *output* e do trabalho permanente e, ao mesmo tempo, em saber se é possível identificar, estatisticamente, algum efeito da dupla intervenção legislativa de 1989.

4 — Um modelo explicativo do trabalho não permanente

Na formulação do modelo empírico vamos considerar, como ponto de partida, o modelo teórico apresentado por Charraud (1993), que, partindo das hipóteses neoclássicas tradicionais e de três fontes principais de trabalho temporário em sentido estrito — substituição de trabalhadores, acréscimos de acti-

(7) MESS, *Relatório da Conjuntura* (vários números). Note-se que, ao contrário das séries publicadas pelo INE, o apuramento feito pelos serviços do Ministério do Emprego e da Segurança Social (MESS) não inclui o emprego no sector público administrativo.

vidade e novas actividades e reestruturações —, obtém uma relação, nos níveis das variáveis, entre emprego não permanente, emprego total, investimento e produto. Ao contrário de Charraud, não iremos incluir o investimento como variável explicativa, e, no lugar do emprego total, colocaremos o emprego permanente, tendo por base que, no primeiro caso, é muito forte a colinearidade entre investimento e *output* (mesmo nas primeiras diferenças) e que, no segundo, o emprego não permanente (variável dependente) representa uma percentagem muito significativa do emprego total (entre 10 e 20 %).

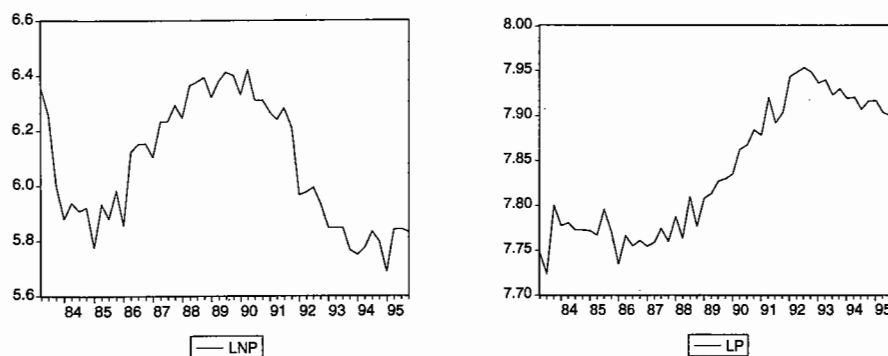
Uma formulação como esta, ao excluir as variáveis-preço do conjunto das variáveis explicativas, torna-se particularmente atractiva para o estudo de ajustamentos puros de quantidades, em particular, para a análise do ajustamento do trabalho temporário em face de variações da produção e do volume de trabalho permanente. Um modelo puro de ajustamento de quantidades não ignora, seguramente, a importância das variáveis de preços. Trata-se, contudo, de um artifício cómodo que visa concentrar a análise no processo de ajustamento de um conjunto particular de variáveis. Não isenta de críticas, esta é uma prática que encontra extensa aplicação na literatura (Abraham e Houseman, 1993, 1994, Hamermesh, 1993, entre outros). Procurou-se, pois, em termos metodológicos, utilizar um modelo empírico largamente testado com o cuidado de lhe emprestar, desta vez sólido tratamento das séries cronológicas, com recurso nomeadamente às técnicas da co-integração.

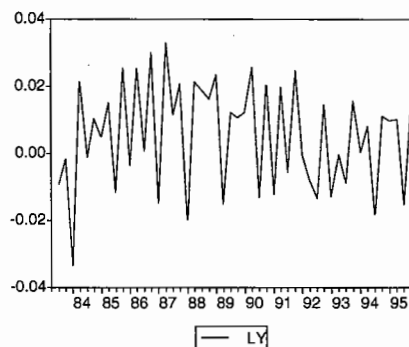
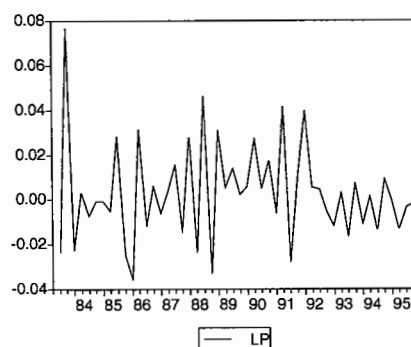
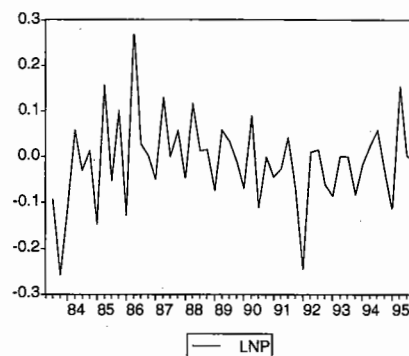
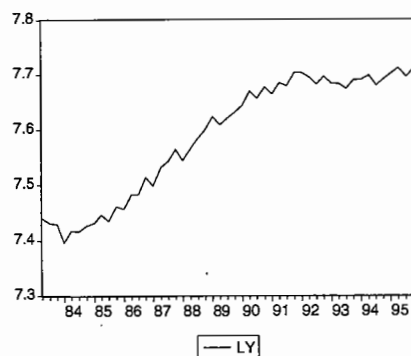
4.1 — Raízes unitárias e cointegração

A figura 3 apresenta — em níveis e nas primeiras diferenças — as séries trimestrais sobre trabalho não permanente (LNP), trabalho permanente (LP) e produto (LY) (PIB a preços de 1990). Todas as variáveis estão expressas em logaritmos, sendo visível a não estacionariedade das séries em níveis.

FIGURA 3

Emprego não permanente (LNP, DLNP), emprego permanente (LP, DLP) e *output* (LY, DLY) em níveis e em primeiras diferenças, respectivamente





Para a determinação da ordem de integração das séries utilizou-se o teste- t de ADF e o teste- z de Phillips-Perron (Hamilton, 1994, cap. 17). No teste- t de ADF aplicámos a «abordagem do geral para o particular», ou seja, partindo de um número de defasamentos igual a quatro, fomos eliminando sucessivamente os defasamentos não significativos de maior ordem sempre que a eliminação não introduzisse autocorrelação na equação estimada. No estudo da autocorrelação utilizámos o teste LM de quarta ordem.

Como se pode verificar através da tabela 1, quer o teste- t de ADF quer o teste- z de Phillips-Perron indicam estacionariedade das séries nas primeiras diferenças, um resultado que, pelo menos para a série sobre o produto, é comum na literatura.

TABELA 1
Testes de estacionariedade ADF e Phillips-Perron (P-P)

	I(1) vs. I(0)				I(2) vs. I(1)			
	ADF			P-P	ADF			P-P
	$t_{\hat{\alpha}}$	k	$LM_{\hat{\alpha}}^2(4)$	$t_{\hat{\alpha}}$	$t_{\hat{\alpha}}$	k	$LM_{\hat{\alpha}}^2(4)$	$t_{\hat{\alpha}}$
LNP	-2,49	4	6,88	-1,55	-10,31	3	4,73	-7,96

	I(1) vs. I(0)			I(2) vs. I(1)			
	ADF			P-P	ADF		
	t_{λ}	k	$LM_{\lambda}^{-2}(4)$	t_{λ}	t_{λ}	k	$LM_{\lambda}^{-2}(4)$
	t_{λ}						
LP	-1,20	2	7,90	-1,88	-5,90	1	5,57
LY	-0,05	3	3,71	-1,11	-5,70	2	3,49

Nota. — A equação estimada: $\Delta y_t = \alpha + \lambda y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \delta T + \varepsilon_t$, onde T representa o *trend* linear. No teste ADF, k designa o número de defazamentos obtidos através da *abordagem do geral para o particular* (v. secção 4.1.). Valor crítico para os testes ADF e P-P a 1% (tabela de Fuller): -4,04.

Tendo calculado a ordem de integração, procurou-se, de seguida, estudar a possibilidade de cointegração entre as variáveis emprego não permanente, emprego permanente e *output*.

Para o efeito, partiu-se da relação α estática α de cointegração nos níveis das variáveis não estacionárias, com inclusão de uma constante e de um *trend*:

$$LNP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LP_t + \alpha_2 LY_t + \delta T + \varepsilon_t \quad (1)$$

A estimação do modelo (1) através da regressão linear clássica permitiu-nos obter (desvios padrões entre parêntesis):

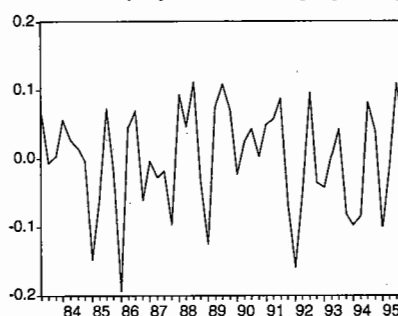
$$LNP_t = -16,35 - 2,91LP_t + 6,07LY_t - 0,03T \quad (2)$$

(3,17) (0,33) (0,33) (0,002)

$$T = 51; R^2 = 0,89; \hat{\sigma} = 0,076 \quad DW = 1,75$$

A hipótese nula de não cointegração das variáveis LNP , LP e LY é então discutida a partir das propriedades dos erros $\hat{u}_t \equiv LNP_t - \hat{LNP}_t$, sendo que o vector estimado em (2) pode ser considerado uma boa aproximação ao verdadeiro vector de cointegração se e só se os erros \hat{u}_t forem estacionários.

FIGURA 4

Erros da equação de cointegração (\hat{u}_t)

Os erros estimados encontram-se representados na figura 4, parecendo poder concluir-se, por inspecção visual, pela sua estacionariedade. Para análise formal da ordem de integração da série dos erros, utilizou-se a equação (sem constante nem *trend*, uma vez que estes termos foram já incluídos na regressão de cointegração [Banarjee *et al.*, 1993, p. 212]):

$$\Delta \hat{u}_t = \lambda \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Adoptando a *abordagem do geral para o particular* foi possível eliminar todos os desfasamentos $\Delta \hat{u}_{t-1}$, tendo resultado o teste-*t* de DF:

$$\Delta \hat{u}_t = -0,88 \hat{u}_{t-1} \quad (4)$$

(0,141)

com $T = 60$; $R^2 = 0,44$; $\hat{\sigma} = 0,07$; $DW = 1,9$.

Com base no valor da estatística de teste de ADF $t_\lambda = -6,27$, podemos então rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade dos erros (o valor crítico do teste-*t* de cointegração é igual a $-3,98$ ao nível de 1 %).

A existência de uma relação de cointegração significa que as variáveis LNP, LP e LY não divergem, no longo prazo, entre si, mantendo, ao contrário, uma certa proporcionalidade no seu crescimento.⁸ De acordo com a equação (2), existe uma relação positiva entre LN e LY, enquanto que entre LNP e LP parece verificar-se uma relação de substituição. Relações — e ordens de grandeza dos respectivos multiplicadores de longo prazo $\frac{\partial LNP}{\partial LP}$ e $\frac{\partial LNP}{\partial y}$ — que puderam ser confirmadas através de modelos dinâmicos autoregressivos, quer nos níveis das variáveis quer em primeiras diferenças (sem termo corrector do erro). Por economia de espaço não faremos a apresentação dos resultados destas estimações.

4.2 — Modelo de correcção dos desvios

Se duas ou mais variáveis estão cointegradas, então existe um modelo de mecanismo corrector dos erros (ECM) que as representa. Este é o conhecido Teorema de Representação de Granger (Engle e Granger, 1987). A principal vantagem dos modelos ECM é permitir a análise das oscilações de curto prazo das variáveis cointegradas não estacionárias à luz da relação de longo prazo que as liga entre si. Uma estimação em primeiras diferenças [admitindo variáveis $I(1)$], embora não sendo espúria, isto é, não *regressando* variáveis não estacionárias e, portanto, não violando as propriedades clássicas dos estimadores da regressão linear, teria o inconveniente de «perder» a linha central em direcção à qual, existindo cointegração, as variáveis convergem depois de uma qualquer perturbação. Por outras palavras, uma regressão em diferenças sem correcção dos desvios perderia a informação, preciosa, sobre o equilíbrio em níveis que as variáveis são supostas manter no longo prazo.

Considere-se o seguinte modelo geral de mecanismo corrector do erro:

$$\Delta y_t = \delta \left[y_{t-1} - \sum_{j=1}^p \alpha_j x_{jt-1} \right] + \sum_{i=0}^n \sum_{j=1}^p \beta_{ji} \Delta x_{j-t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

(⁸) V. Hatanaka (1996, cap. 12) sobre as relações entre cointegração e teoria económica.

onde a expressão entre parêntesis rectos representa o termo de correcção dos erros, δ o coeficiente de ajustamento, e β_i e θ_i os coeficientes de curto prazo. Em geral, o coeficiente δ reflecte a presença de custos de ajustamento nas decisões dos agentes económicos.

Substituindo o termo de correcção dos desvios pelos erros estimados \hat{u}_t , da equação de cointegração (2), e eliminando os coeficientes não significativos, obtém-se (D1 é uma variável sazonal que representa o 1.º trimestre) ⁽⁹⁾:

$$\Delta \hat{LNP}_t = -0,733\hat{u}_{t-1} + 3,187\Delta LY_t - 2,033\Delta LP_t - 0,09D1$$

(0,116) (0,530) (0,386) (0,016) (6)

$$T = 50; R^2 = 0,67; \hat{\sigma} = 0,055; LM: \chi^2(4) = 3,03; ARCH: \chi^2(4) = 4,83; J-B = 1,08; RESET: F(1,45) = 1,07$$

Nota. — Designação dos testes de especificação: LM — autocorrelação de quarta ordem; ARCH — efeitos ARCH; J-B (Jarque-Bera) — normalidade dos resíduos; RESET — erros de especificação da regressão.

Como se pode verificar por confronto com os coeficientes de longo prazo da equação (2), ambas as elasticidades de curto prazo são inferiores às elasticidades de longo prazo ($3,187 < 6,07$ e $2,03 < 2,91$), com predominância, saliente-se, para os efeitos imediatos, ou seja, provenientes do período corrente como, aliás, seria de esperar dado tratar-se de um modelo de trabalho temporário. Por outro lado, os desequilíbrios de curto prazo entre emprego não permanente, emprego permanente e *output* tendem rapidamente a ser corrigidos. Com efeito, cerca de 70 % do desvio verificado num dado período são corrigidos no período seguinte, um valor que indicia grande flexibilidade do mercado de trabalho. Repare-se ainda que, utilizando o teste-*t* de ECM, proposto por Kremers *et al.* (1992), parece possível confirmar, por outra via, a relação de cointegração. Com efeito, se se confrontar o valor da estatística de teste $t_\delta = -6,31$ com o valor crítico de $-5,36$ a 1 % na tabela de Fuller, a hipótese nula de não cointegração vem rejeitada. Do mesmo modo, o teste de Wald sobre a significância do coeficiente de ajustamento δ [$\chi^2(1) = 39,5$] facilmente rejeita a hipótese nula $H_0: \delta = 0$, concluindo-se assim, também, pela cointegração das variáveis (Boswijk, 1994).

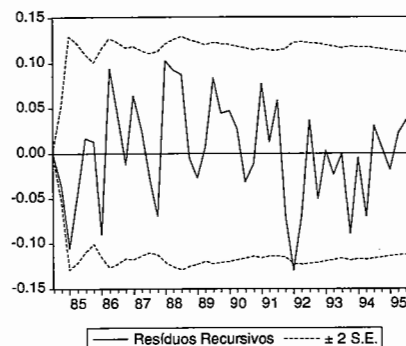
4.3 — Estabilidade do modelo ECM

Utilizaremos os testes de Chow e os resíduos recursivos para analisar a estabilidade do modelo (6).

⁽⁹⁾ Dado que a introdução de uma *one-off effect dummy*, destinada a controlar para a quebra na série verificada em 1992, produziu resultados praticamente idênticos aos da equação (6), decidiu-se não incluí-la nos modelos seguintes. Deve acrescentar-se ainda que a reestimação do modelo a partir das Séries Longas para a Economia Portuguesa (Banco de Portugal, 1997), recentemente publicadas, permite concluir em favor da relação de longo prazo estimada. No entanto, e porque o exercício com base nas séries longas se afigura muito sensível à manipulação dos dados — as séries longas sobre o emprego (total e por conta de outrem) são anuais e não foram publicadas novas séries sobre o emprego a prazo —, optámos por trabalhar com os dados iniciais.

FIGURA 5

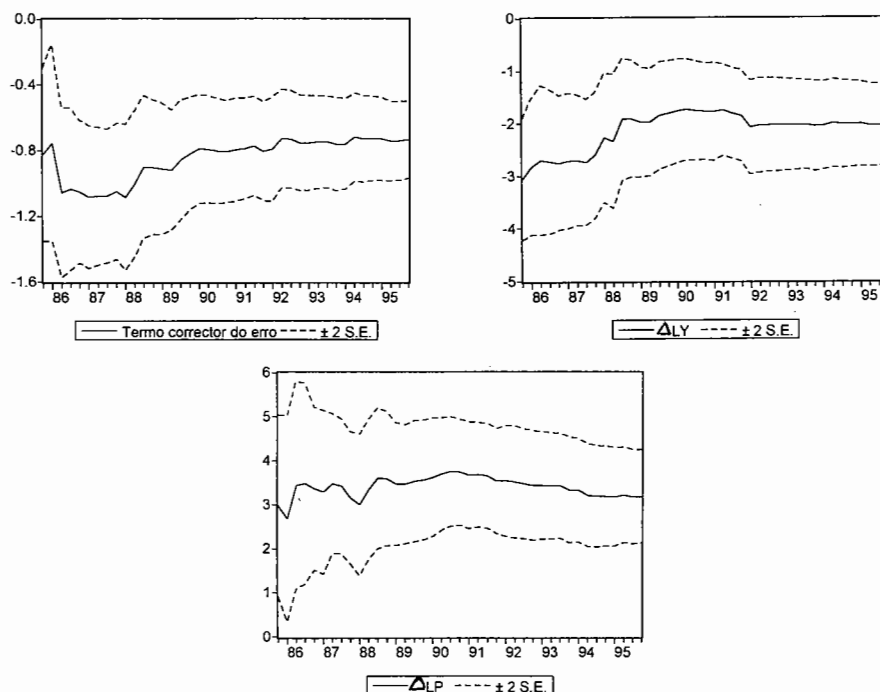
Resíduos recursivos do modelo ECM



Como mostra a figura 5, os resíduos recursivos mantêm-se dentro do intervalo definido por ± 2 desvios padrões, com variações sucessivamente menores (com a excepção do ano de 1992, provavelmente devido à quebra nos critérios de recolha das séries sobre o emprego). Na figura 6 também se pode ver que as estimativas recursivas dos coeficientes do modelo são praticamente constantes ao longo do período amostral.

FIGURA 6

Coefficientes recursivos do modelo ECM



Os testes de Chow, por seu turno, não revelaram qualquer mudança estrutural. Com efeito, o valor da estatística F no caso do tradicional teste de quebra estrutural foi de 1,2 e no caso do teste *forecast*, baseado nos resíduos recursivos, não excedeu 0,75. Igualmente, os testes CUMSUM E CUMSUMSQ (Greene, 1993, pp. 216-218) não rejeitaram a hipótese de estabilidade do modelo.

Dadas as alterações legislativas sobre os contratos a prazo e despedimentos verificadas em 1989, não deixa de ser um pouco surpreendente a ausência de efeitos visíveis do novo regime sobre a estabilidade dos parâmetros da relação estimada. Uma explicação possível, confirmada por Addison e Teixeira (1997), é que as mudanças na regulamentação laboral poderão ter um impacto sensivelmente menor do que aquele que em geral se apregoa, quer porque a sua aplicação é demasiado lenta e ineficaz quer porque poderão aparecer como mera cristalização de práticas já existentes. Em ambos os casos é sério o risco de as intervenções legislativas, tantas vezes anunciadas como estruturais, passarem mais ou menos imperceptíveis aos olhos do analista.

4.3 — Exogeneidade das variáveis

É conhecido que a avaliação de políticas exige a superexogeneidade das variáveis, sendo suficiente a exogeneidade fraca para a inferência estatística. Estudaremos a exogeneidade das variáveis condicionais — emprego permanente e *output* — no contexto da metodologia de Engle e Hendry.

Considerem-se os seguintes modelos marginais:

$$\Delta LP_t = \alpha_0 + \sum_1^4 \alpha_i \Delta LP_{t-i} + \sum_1^n \delta_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta LY_t = \beta_0 + \sum_1^4 \beta_i \Delta LY_{t-i} + \sum_1^n \delta'_i D'_{it} + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde D_{it} e D'_{it} são variáveis *dummy* 1/0 para as quais se verifica $D_{it} = 1$, quando $t = t$, e $D_{it} = 0$, quando $t \neq t$. (A mesma definição aplica-se a D'_{it}). Estas variáveis são determinadas a partir da análise dos resíduos recursivos, sendo posteriormente introduzidas no respectivo modelo marginal para permitir a estabilidade dos parâmetros.

A estimação das equações (7) e (8) conduziu aos resultados seguintes:

$$\Delta LNP_t = 0,006 - 0,56 \Delta LP_{t-1} - 0,056 D_{61} \quad (9)$$

(0,002) (0,11) (0,017)

$$T = 49; R^2 = 0,38; \hat{\sigma} = 0,01; LM: \chi^2(4) = 4,25; ARCH: \chi^2(4) = 4,48; J-B = 14,1; RESET: F(1,45) = 1,46$$

$$\Delta LY_t = 0,007 - 0,334 LY_{t-1} + 0,338 \Delta LY_{t-4} - 0,022 D_{922} \quad (10)$$

(0,002) (0,133) (0,126) (0,012)

$$T = 49; R^2 = 0,36; \hat{\sigma} = 0,006; LM: \chi^2(4) = 4,78; ARCH: \chi^2(4) = 1,15; J-B = 0,32; RESET: F(1, 44) = 2,01$$

onde D_{61} e D_{922} correspondem aos 1.º e 2.º trimestres de 1986 e 1992, respectivamente.

O passo seguinte consiste em introduzir as variáveis *dummy* D861 e D922 no modelo ECM (6). Se a sua nulidade não puder ser rejeitada, então poder-se-á concluir em favor da invariância dos parâmetros do modelo ECM relativamente ao processo gerador das variáveis ΔLP e ΔLY .

Incluindo as variáveis D891 e D922 no modelo (6), vem

$$\Delta LNPL_t = -0,797ecm_{t-1} + 3,30\Delta LY_t - 2,26\Delta LP_t - 0,08D1 - 0,123D861 - 0,077D922 \quad (11)$$

(0,116) (0,508) (0,382) (0,016) (0,05) (0,05)

$$T = 50; R^2 = 0,79; \hat{\sigma} = 0,05; LM: \chi^2(4) = 10,9; ARCH: \chi^2(4) = 2,36; J-B = 0,60; RESET: F(1, 43) = 0,30$$

Nenhuma das variáveis *dummy* se mostrou significativa a 1 % e o teste conjunto — $F(2, 44) = 3,24$ — também não rejeita a hipótese de ambos os coeficientes serem nulos ao nível de significância de 1 %. Podemos, pois, concluir pela superexogeneidade das variáveis explicativas. Uma vez que a superexogeneidade implica a exogeneidade fraca (a superexogeneidade exige exogeneidade fraca mais causalidade no sentido de Granger), verificada a primeira propriedade, a segunda decorre de imediato, pelo que a inferência estatística e a análise da estabilidade levadas a cabo no contexto do modelo ECM continuam válidas.

5 — Conclusões

O regime de contratos a termo, reconhecidamente permissivo na sua primeira versão pós-25 de Abril, foi objecto de substanciais limitações com a publicação da lei dos despedimentos em 1989, para recentemente sofrer nova intervenção no sentido de uma explicitação ainda mais cuidada dos motivos justificativos da limitação temporal do contrato de trabalho (Lei n.º 39/96).

Para o estudo do impacte destas alterações, utilizámos os modelos de mecanismo corrector do erro uniequacionais a dois estádios com o intuito de, através de um modelo de fácil leitura, procurar uma explicação para o padrão de comportamento do trabalho não permanente.

Julgamos que um dos aspectos mais relevantes a reter da análise é a existência de um vector de longo prazo, segundo o qual maiores acréscimos de trabalho não permanente se encontram associados, de forma significativa, a uma menor utilização do trabalho permanente e a um maior volume de *output*, uma relação que tem subjacente uma evolução relativamente favorável do emprego não permanente, quando comparada com o caso-limite de Espanha onde, entre 1983 e 1994, esta categoria mais do que triplicou, passando de 11,3 % para cerca de 35 % (OECD, 1996, table 2).

Por outro lado, e dada a magnitude do coeficiente de ajustamento estimado (cerca de 70 %), com predominância dos efeitos imediatos (isto é, dos desfasamentos mais próximos), parece ser possível concluir em favor da existência de grande flexibilidade no mercado de trabalho, um resultado que já mereceu algum apoio empírico em Addison e Teixeira (1997).

Por último, e a partir da análise da estabilidade do modelo ECM, não são detectáveis efeitos visíveis da última intervenção legislativa — em 1989 — no padrão de comportamento do emprego não permanente, o que poderá querer indicar alguma redundância da intervenção ou o seu incumprimento flagrante. Em ambos os casos, o esforço de regulamentação terá certamente dificuldade em evidenciar os seus efeitos.

BIBLIOGRAFIA

- ABRAHAM, Katharine, e HOUSEMAN, Susan, 1994, «Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility? Lessons from Germany, France and Belgium», in Rebecca Blank (ed.), *Social Protection versus Economic Flexibility — Is There a Tradeoff?*, Chicago, University of Chicago Press.
- 1993, «Job Security, and Work Force Adjustment: How Different are U. S. and Japanese Practices?», in Christoph Buechtemann (ed.), *Employment Security and Labor Market Behavior*, New York, ILR.
- ADDISON, John, e TEIXEIRA, Paulino, 1997, «Dismissals Protection and Employment: Does the Lazear Model Work for Portugal?» mimeo, Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra.
- BANARJEE, Anindya, DOLADO, Juan, Galbraith, John, e HENDRY, David, 1993, *Cointegration Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford, Oxford University Press.
- BENTOLILA, Samuel, e DOLADO, Juan, 1994, «Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain», *Economic Policy*, 18, 53-99.
- BENTOLILA, Samuel, e SAINT-PAUL, Gilles, 1992, «The Macroeconomic Impact of Flexible Labour Contracts, with an Application to Spain», *European Economic Review*, 36, 1013-47.
- BETTENCOURT, Pedro, 1996, *Contrato de Trabalho a Termo*, Amadora, Erasmós Editora.
- BOSWICK, Peter, 1994, «Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models», *Journal of Econometrics*, 63, 37-60.
- CEPR, 1995, *Unemployment: Choices for Europe*, London, Centre for Economic Policy Research.
- CHARRAUD, Alain, 1993, «The Impact of Temporary Work Legislation in France, 1980-1989», in Christoph F. Buechtemann (ed.), *Employment Security and Labor Market Behavior*, New York, ILR.
- ENGLE, Robert, e GRANGER, C. W. J., 1987, «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, 55, 251-276.
- FREIRE, João, 1996, *O Trabalho Independente em Portugal*, Lisboa, CIES-ISCTE.
- GREENE, William, 1993, *Econometric Analysis*, New York, Macmillan.
- JIMENO, Serrano, e TOHARIA, Luis, 1993, «The Effects of Fixed-Term Employment on Wages: Theory and Evidence From Spain», *Investigaciones Económicas*, 17(3), 475-494.
- HAMERMESH, Daniel, 1993, «Employment Protection: Theoretical Implications and Some U. S. Evidence», in Christoph Buechtemann (ed.), *Employment Security and Labor Market Behavior*, New York, ILR.
- HAMILTON, James, 1994, *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- HATANAKA, Michio, 1996, *Time-Series-Based Econometrics*, Oxford, Oxford University Press.
- KREMERS, Jeroen, ERICSSON, Neil, e DOLADO, Juan, 1992, «The Power of Cointegration Tests», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.
- OECD, 1996, *OECD Economic Surveys — Spain*, Paris, Organization for Economic Co-operation and Development.
- OECD, 1994, *OECD Jobs Study*, Paris, Organization for Economic Co-operation and Development.
- TEIXEIRA, Paulino, 1996a, «O percurso da lei dos despedimentos», *Interações — Revista do ISSSC*, 3, 37-52.
- 1996b, «Instrumentos e Cobertura da Negociação Colectiva em Portugal.» manuscrito, Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra.